

**DOCUMENTS DE TRAVAIL - WORKING PAPERS**

W.P. 09-32

**Prix fonciers et demande de sol  
à usage résidentiel en France - 1975-2000**

**Florence Goffette-Nagot**

Décembre 2009

GATE Groupe d'Analyse et de Théorie Économique  
UMR 5824 du CNRS  
93 chemin des Mouilles – 69130 Écully – France  
B.P. 167 – 69131 Écully Cedex  
Tél. +33 (0)4 72 86 60 60 – Fax +33 (0)4 72 86 60 90  
Messagerie électronique [gate@gate.cnrs.fr](mailto:gate@gate.cnrs.fr)  
Serveur Web : [www.gate.cnrs.fr](http://www.gate.cnrs.fr)

# Prix fonciers et demande de sol à usage résidentiel en France - 1975-2000<sup>1</sup>

Florence Goffette-Nagot<sup>2</sup>

**Résumé.** Ce travail documente l'augmentation des prix des terrains à bâtir en France sur une période de vingt-cinq ans. Nous estimons sur un échantillon national une fonction de prix foncier tenant compte de la croissance urbaine. Nous considérons une relation concave entre le prix des terrains et leur superficie, tout en traitant l'endogénéité de cette dernière. Un biais de sélection tenant à la nature de l'échantillon observé est corrigé. Les résultats permettent de distinguer, dans l'évolution des prix fonciers, un effet temporel pur et une modification de la localisation des constructions neuves et des caractéristiques des localisations. L'élasticité-prix et l'élasticité-revenu de la demande de sol des ménages est également estimée.

## Residential land prices and land demand in France 1975-2000

**Abstract.** This paper documents the increase in residential land prices in France over a twenty-five-years period. We estimate a land price function accounting for changes in urban size over time on a nation-wide sample. We take into account the concave relationship between lot price and lot surface and deal with the endogeneity of the latter. We also account for a potential selection bias. We are able to disentangle, in the land price increase, pure time effects from changes in location characteristics and in the location of newly built houses. We also provide estimates of income and price elasticity of residential land demand.

**Codes JEL :** R11, R21, R31.

## INTRODUCTION

Les prix immobiliers ont augmenté continûment au cours de la dernière décade dans la majorité des pays développés. Plusieurs déterminants de cette croissance ont été mis en évidence : la pénurie de terrains disponibles dans les villes les plus attractives (Gyourko, Mayer et Sinai, 2006), les zonages

---

<sup>1</sup>Les données utilisées dans ce travail ont été obtenues dans le cadre des conventions 200300148 et 20000015 entre l'INSEE, l'INRA et le GATE. L'auteur remercie Anne Laferrère et Alain Jacquot, responsables de la Division Logement lors de la constitution de la base de données. Les données communales ont été préparées dans le cadre d'une collaboration avec Jean Cavailhès (CESEAR-INRA).

<sup>2</sup>Université de Lyon, Lyon, F-69003, France ; CNRS, GATE, UMR 5824, Ecully, F-69130, France. Email : goffette-nagot@gate.cnrs.fr

(Glaeser, Gyourko et Saks, 2005), les changements des taux d'intérêt (Himmelberg, Mayer, and Sinai, 2005). L'économie urbaine permet d'apporter un regard complémentaire sur cette question. En effet, Davis et Palumbo (2007) montrent sur données américaines que l'augmentation du prix des logements est principalement attribuable à la hausse des prix des terrains. Or, dans un contexte d'urbanisation croissante, le modèle urbain monocentrique prédit une augmentation des prix fonciers en tout point de la ville (Fujita, 1989) : la disponibilité de localisations ayant une bonne accessibilité aux emplois étant inélastique, la courbe de rente foncière s'élève en tout point lorsque la population de la ville s'accroît. Ceci montre l'importance de prendre en compte l'espace pour comprendre l'évolution des prix immobiliers.

Quelques travaux récents se sont penchés sur les déterminants des prix immobiliers dans un contexte spatial. Davis et Palumbo (2007) considèrent les prix au niveau des Metropolitan Statistical Areas aux Etats-Unis, mais ne prennent pas en compte les différences entre localisations à l'intérieur d'une même aire métropolitaine. Holly, Pesaran et Yamagata (2006) raisonnent en termes de prix régionaux sans tenir compte des gradients de rente foncière internes aux régions. Inversement, Case et Mayer (1996) et McMillen (2003) analysent les dynamiques de prix dans les aires métropolitaines de Boston et de Chicago respectivement, mais ces auteurs ne tiennent pas compte des variations temporelles des caractéristiques des agglomérations considérées.

Dans le but d'apporter des éléments de réflexion utiles à la compréhension et à la maîtrise de l'évolution des formes urbaines, le présent article documente l'évolution des prix fonciers résidentiels en France, sur une période de vingt-cinq ans. Nous estimons, sur un échantillon national, une fonction de prix foncier tenant compte de la croissance urbaine. Nous considérons une relation concave entre le prix des terrains et leur superficie, tout en traitant l'endogénéité de cette dernière. Un biais de sélection tenant à la nature de l'échantillon observé est également corrigé. Les résultats permettent de distinguer, dans l'évolution des prix fonciers, un effet temporel pur et une modification de la localisation des constructions neuves et des caractéristiques des localisations. L'estimation simultanée d'une équation de demande de sol permet d'estimer l'élasticité-prix et l'élasticité-revenu de la demande de sol des ménages, composantes importantes pour comprendre la réaction des ménages à l'évolution temporelle des prix fonciers.

## FONDEMENTS THEORIQUES ET MODELE EMPIRIQUE

### Déterminants du prix du sol dans le modèle urbain monocentrique

Le modèle urbain standard suppose une ville monocentrique et un espace isotrope. On montre dans ce cadre que le prix unitaire du sol est une fonction de la distance aux emplois. Sous certaines hypothèses, on peut montrer que cette fonction est une exponentielle négative, en accord avec les estimations empiriques de courbes de rente foncière. Dans le cadre d'une ville fermée, on montre de plus que le prix au centre de la ville est une fonction de la taille de

cette dernière, en termes de population ou d'emplois. Ainsi, le prix unitaire du sol dans une ville  $j$  de taille  $N_j$  à la date  $t$  est de la forme :

$$r_{jt}(x) = g_t(N_{jt}) \exp(-\alpha_0 x) \quad (1)$$

avec  $r_{jt}$  le prix unitaire du sol à une distance  $x$  du centre et  $N_{jt}$  la population de la ville à la date  $t$ .  $\alpha_0$  est le gradient de prix foncier.

## Concavité de la relation entre prix et surface des terrains

Notre modèle empirique se fonde également sur Colwell et Munneke (1997) et une série de travaux (Isakson, Ecker, 2001 ; Colwell, Munneke, 2003) qui démontrent la concavité de la relation entre prix et surface des terrains résidentiels. Colwell et Munneke (1997) montrent que l'absence de prise en compte de cette concavité biaise les gradients de prix fonciers estimés. Cet argument suggère de retenir une formulation double log de l'équation de prix foncier et d'inclure la surface des terrains dans les explicatives. En notant  $\alpha_1$  l'élasticité du prix du terrain à sa superficie, on écrit :

$$\ln(R_{ijt}) = -\alpha_0 x_i + \alpha_1 \ln(s_i) + \ln(g_t(N_{jt})) \quad (2)$$

avec  $i$  qui indice un terrain donné de surface  $s_i$  et de localisation  $x_i$  dans la ville  $j$  en  $t$  et  $R_{ijt}$  le prix total de ce terrain.

## Endogénéité de la surface du terrain

Dans le modèle urbain standard, les ménages choisissant simultanément leur localisation et la superficie de leur terrain, et la localisation déterminant le prix unitaire du sol, on doit considérer une potentielle simultanéité entre le prix unitaire des terrains et leur superficie. En conséquence, les caractéristiques inobservables des ménages sont susceptibles d'affecter à la fois leur choix de localisation, et donc le prix unitaire du sol, et la surface de leur terrain. Un tel mécanisme est pris en compte par Rapaport (1996) dans l'estimation des paramètres de la fonction de demande de logement. L'auteur montre que la prise en compte de l'endogénéité de la localisation modifie fortement les estimations de l'élasticité de la demande de logement.

Notre modèle empirique estime donc une fonction de prix foncier dérivée de (2) simultanément avec une équation de taille des terrains incluant les caractéristiques des ménages :

$$\begin{cases} \ln R_{ijt} &= -\alpha_0 x_i + \alpha_1 \ln(s_i) + \ln(g_t(N_{jt})) + \eta_1 \\ \ln(s_i) &= \beta_1 \ln(R_{ijt}) + \beta_2 \ln(Y_i) + \eta_2 \end{cases} \quad (3)$$

## Prix des terrains et biais de sélection

Le prix du terrain résidentiel n'est pas toujours observable séparément du prix du bâti. Davis and Palumbo (2007) utilisent des estimations du poids du sol dans les prix immobiliers pour analyser l'évolution temporelle des prix fonciers. Nous adoptons ici une approche différente en utilisant un échantillon de maisons individuelles neuves. Le prix du terrain à bâtir n'étant connu que pour les ménages qui ont acheté une parcelle avant d'y faire construire une maison, notre échantillon est susceptible de présenter des caractéristiques particulières relativement à l'ensemble des maisons individuelles neuves. L'estimation sur notre échantillon est donc susceptible de présenter un biais de sélection. Ce type de biais a été pris en compte par McMillen and McDonald (1991) dans l'estimation des effets du zonage sur les prix fonciers et par McMillen, Jarmin, and Thorsnes (1992) dans des estimations de prix pour différents usages des sols. Notre modèle empirique inclut donc une équation de sélection destinée à corriger l'inobservabilité du prix du terrain pour certains ménages.

## METHODE

### Données

Nous utilisons des données individuelles provenant des Enquêtes Logement, conduites tous les quatre ans sur un échantillon d'environ 30 000 ménages. Les prix d'achat sont disponibles pour les ménages ayant acquis leur logement dans les quatre ans précédant l'enquête. Nous sélectionnons un échantillon d'acquéreurs de maisons individuelles neuves ayant acquis séparément le terrain, tiré de cinq Enquêtes Logement successives : 1984, 1988, 1992, 1996 et 2002. Les acquisitions observées se sont déroulées sur la période 1977 à 2001, soit une période de 25 ans. Les prix et revenus des ménages sont exprimés en Euros constants de 2002.

La "ville" du modèle urbain est définie ici par les Aires Urbaines de l'INSEE, découpées sur la base des migrations alternantes de 1999 (Le Jeannic, 1996). Pour prendre en compte l'effet de la taille de l'Aire Urbaine et de la commune où se déroule la transaction, nous utilisons les populations mesurées lors des recensements de 1990 et 1999 et nous extrapolons la tendance d'évolution de cette période pour couvrir toute la période d'observation.

### Modèle empirique et méthode économétrique

Nous retenons une forme logarithmique pour l'effet de la taille de la ville et ajoutons quelques variables de contrôle pour aboutir au système suivant :

– Equation de sélection

$$I_i^* = Z_i' \delta + \epsilon_i \quad (4)$$

- Système d'équations de prix et de superficie du terrain observé sur l'échantillon sélectionné

$$\begin{cases} \ln(R_{ijt}) &= -\alpha_0 x_i + \alpha_1 \ln(s_i) + \alpha_2 \ln(N_{jt}) + X'_{1i} \alpha_3 + \mu_1 \\ \ln(s_i) &= \beta_1 \ln(R_{ijt}) + \beta_2 \ln(Y_i) + X'_{2i} \beta_3 + \mu_2 \end{cases} \quad (5)$$

$$\text{iff } I_i^* > 0 \quad (6)$$

Le logarithme du prix du terrain est ainsi supposé déterminé par le logarithme de la superficie du terrain (l'élasticité du prix total à la surface est  $\alpha_1$ ), le logarithme de la population de la ville à la date de la transaction, une fonction linéaire de la distance au centre  $x_i$  ( $\alpha_0$  est le gradient de prix foncier) et un vecteur  $X_1$  de variables de contrôle.  $X_1$  comprend l'année de transaction sous une forme quadratique, le revenu fiscal moyen par ménage dans l'aire urbaine  $j$ , une variable d'interaction entre la distance au centre et la taille de l'aire urbaine, pour tester l'existence d'une variabilité du gradient de rente foncière avec la taille de la ville et trois variables au niveau communal : la densité de population, une indicatrice pour les communes urbaines, une indicatrice de présence d'un Plan d'Occupation des Sols.

Le logarithme de la surface du terrain est régressé sur le logarithme du prix total du terrain<sup>3</sup>, le logarithme du revenu total du ménage et un vecteur  $X_2$  de proxies pour la richesse du ménage : un vecteur d'indicatrices pour la profession et une dummy indiquant la présence de deux salles de bain dans le logement, fortement corrélée avec le niveau de patrimoine du ménage.

La présence potentielle d'une sélection de l'échantillon des ménages ayant acquis un terrain conduit à faire l'hypothèse d'une corrélation entre  $\epsilon$  et  $\mu_1$  et entre  $\epsilon$  et  $\mu_2$ .

La méthode de correction d'un biais de sélection dans un système d'équations simultanées a été proposée par Lee, Maddala, and Trost (1980). Elle consiste à (1) estimer le probit de sélection et prédire les inverses de ratio de Mills; (2) estimer le système sur le sous-échantillon sélectionné en doubles moindres carrés en introduisant l'inverse du ratio de Mills dans les explicatives et les instruments. L'inverse du ratio de Mills étant une variable estimée, on corrige les écarts-types et les statistiques de test en les estimant par une méthode de bootstrap.

L'identification du système est permise par la présence d'une exclusion dans l'équation de sélection. Nous utilisons la taille du ménage, qui ne semble pas corrélée avec la taille du terrain tout en influençant fortement la probabilité d'avoir acquis le terrain séparément. Les autres caractéristiques du ménage sont utilisées comme exclusions pour identifier l'effet de la superficie du terrain dans l'équation de prix. Inversement, nous considérons les caractéristiques de l'aire urbaine comme exogènes relativement au choix résidentiel du ménage, en faisant l'hypothèse que les ménages ne se sélectionnent pas entre les aires urbaines.

---

<sup>3</sup>Le prix total étant introduit dans cette équation, l'élasticité-prix est la transformation suivante du coefficient estimé :  $\eta = \beta_1 / (1 - \beta_1)$  avec  $\beta_1$  le coefficient du prix total.

# RESULTATS

## Equation de sélection

Les déterminants de l'acquisition séparée du terrain sont de deux types. La localisation, en déterminant l'intensité de la pression foncière, peut affecter ce choix. En effet, il est probablement plus facile de trouver des parcelles constructibles isolées dans les zones peu denses, alors que les sociétés de construction ont plus de poids dans les zones urbaines. On peut également supposer une influence du revenu étant donné le rôle de la construction sur plan d'architectes dans ce choix. Nos résultats montrent que ces deux types de déterminants affectent la probabilité d'appartenir à l'échantillon sélectionné.

Les coefficients estimés pour la distance au centre, la taille du pôle de l'aire urbaine et les transactions dans une commune urbaine corroborent ces hypothèses (tableau 1). De façon surprenante, la présence d'un POS dans la commune n'a pas d'effet sur la sélection. En revanche, on observe bien un effet de la richesse du ménage (revenu et présence de deux salles de bain utilisée comme proxy du niveau de patrimoine). Les employés et les ouvriers sont moins susceptibles d'acquérir séparément leur terrain, contrairement aux indépendants.

Le facteur qui a le pouvoir explicatif le plus fort dans cette équation est la taille du ménage, bien que le sens de la relation ait varié au cours du temps, comme le montrent les interactions entre cette variable et la date de la transaction (mesurée par la date de l'Enquête Logement correspondante).

## Déterminants des prix fonciers et fonction de demande de sol

Les tableaux 2 et 3 présentent les résultats de l'estimation du système d'équations pour deux spécifications et pour deux méthodes d'estimation : par les doubles moindres carrés avec et sans correction pour la sélection. Notons tout d'abord l'effet significatif de l'inverse du ratio de Mills dans l'équation de prix du terrain (tableau 2). Cet effet disparaît cependant dans des estimations sur des sous-périodes, ce qui semble indiquer qu'il s'agit en fait d'une évolution simultanée de la courbe de rente foncière et de la probabilité d'acquisition séparée du terrain.

Nos résultats montrent que l'élasticité du prix de la parcelle à sa superficie est bien inférieure à l'unité. Ces résultats concordent avec ceux obtenus par Isakson and Ecker (2001) et Colwell and Munneke (2003) qui estiment respectivement une élasticité de 0.7 et 0.5.

Les deux principaux déterminants des valeurs foncières ont des coefficients nettement significatifs dans toutes les spécifications : une augmentation de 10% de la population de l'aire urbaine<sup>4</sup> augmente les prix fonciers de 2% ; le prix unitaire du sol diminue de 3,5 % pour un éloignement d'un kilomètre du centre. Ce gradient varie avec la taille de l'aire urbaine : les coefficients des termes d'interaction montrent que les courbes de rente foncière sont plus plates autour des grandes villes. Ceci reflète probablement de meilleurs réseaux de transport permettant de réduire le coût marginal de transport. On peut aussi penser que

---

<sup>4</sup>Ce qui correspond sur notre échantillon à une variation d'environ 100 000 habitants

TAB. 1 – Probit de sélection : probabilité d'acquisition séparée du terrain

ln (pop. de l'aire urbaine)	-0,0622*** (0,0072)	nb. de pers. * enq. 1984	-0,0300*** (0,0089)
Distance	0,0040*** (0,0011)	nb. de pers. * enq. 1988	-0,0420*** (0,0114)
Commune urbaine	-0,1550*** (0,0171)	nb. de pers. * enq. 1992	0,0475** (0,0210)
Densité de pop. communale	-0,0000*** (0,0000)	nb. de pers. * enq. 1996	0,0132 (0,0185)
Revenu fiscal moyen de l'aire urbaine	-0,0009 (0,0034)	nb. de pers. * enq. 2002	0,0458** (0,0211)
Présence d'un POS	-0,0124 (0,0216)	enq. 1984	-0,2021** (0,0839)
ln(revenu du ménage)	0,0504** (0,0199)	enq. 1988	-0,0681 (0,0923)
Agriculteur	0,2346*** (0,0736)	enq. 1992	0,0061 (0,1099)
Indépendants	0,1167*** (0,0289)	enq. 1996	-0,0306 (0,1051)
Cadres	-0,0401* (0,0238)	Deux salles de bain	0,0944*** (0,0181)
Employés	-0,0506** (0,0242)		
Ouvriers	-0,0603*** (0,0189)		
Retraités	0,0362 (0,0352)		
Nombre d'obs.		5566	
Echantillon sélectionné en % du total		60.5	

Ecarts-types entre parenthèses. Les coefficients indiquent les effets marginaux.

\* significatif à 10% ; \*\* significatif à 5% ; \*\*\* significatif à 1%

l'offre de services publics, grâce à une densité de population plus forte, est plus dispersée dans les grandes aires urbaines. Nous testons l'existence d'un effet d'aménités communales liées à la densité de population par la mesure directe de cette densité et le fait que la commune est urbaine. Seule cette seconde variable présente un effet significatif : une parcelle dans une commune urbaine a un prix supérieur de 30 à 60% relativement aux communes rurales. Enfin, les prix ne semblent pas affectés par le niveau de revenu moyen de l'aire urbaine.

Dans l'équation de demande de sol, l'inverse du ratio de Mills a un coefficient significatif. Ainsi, les ménages dont les caractéristiques inobservables augmentent la probabilité d'acquisition séparée du terrain ont des parcelles plus petites. L'élasticité-prix de la demande de sol est d'environ  $-0,4$  dans l'estimation en doubles moindres carrés sans correction de la sélection. La prise en compte de la sélection la fait diminuer à  $-0,25$ . De même, l'élasticité-revenu baisse légèrement dans l'estimation qui corrige le biais de sélection. Les proxies pour le patrimoine des ménages ont les effets attendus : les employés ont des parcelles plus petites et inversement pour les cadres.



TAB. 2 – Résultats de l'équation de prix du terrain

	Modèle 1		Modèle 2	
	2mco	Heck.	2mco	Heck.
ln(superficie)	0.847*** (0.074)	0.775*** (0.116)	0.851*** (0.074)	0.779*** (0.121)
ln(pop. de l'aire urbaine)	0.270*** (0.014)	0.275*** (0.014)	0.269*** (0.015)	0.276*** (0.016)
ln(pop. de l'aire urbaine)* 1982-88			0.007 (0.007)	0.006 (0.007)
ln(pop. de l'aire urbaine)* 1989-95			0.007 (0.009)	0.002 (0.010)
ln(pop. de l'aire urbaine)* 1996-2001			-0.002 (0.013)	-0.009 (0.012)
dist. au centre	-0.035*** (0.003)	-0.034*** (0.003)	-0.037*** (0.004)	-0.036*** (0.004)
dist. au centre* 1989-95			-0.003 (0.003)	-0.003 (0.0032)
dist. au centre*1989-95			0.002 (0.003)	0.002 (0.003)
dist. au centre*1996-2001			0.009** (0.004)	0.009*** (0.003)
dist.*pop de l'aire urbaine	0.0019*** (0.0002)	0.0019*** (0.0002)	0.0019*** (0.0002)	0.0019*** (0.0002)
Commune urbaine	0.3807*** (0.0350)	0.3957*** (0.0347)	0.3770*** (0.0352)	0.3926*** (0.0336)
Densité de pop. communale	0.0414*** (0.0139)	0.0458*** (0.0120)	0.0402*** (0.0139)	0.0444*** (0.0116)
Revenu fiscal moyen de l'aire urbaine	-0.0000 (0.0045)	0.0001 (0.0047)	0.0005 (0.0048)	0.0014 (0.0048)
Présence d'un POS	0.2527*** (0.0373)	0.2445*** (0.0399)	0.2510*** (0.0373)	0.2429*** (0.0397)
Année de transaction	0.0548*** (0.0093)	0.0409*** (0.0131)	0.0394** (0.0179)	0.0284 (0.0210)
Année de transaction <sup>2</sup>	-0.0014*** (0.0004)	-0.0011** (0.0004)	-0.0010 (0.0006)	-0.0007 (0.0007)
Inverse du ratio de Mills		-0.1575* (0.0812)		-0.1562* (0.0931)
Constante	0.5648 (0.6012)	1.1867 (0.9590)	0.6361 (0.5985)	1.1983 (1.0150)
# obs.			3369	

Ecart-types entre parenthèses

\* significatif à 10% ; \*\* significatif à 5% ; \*\*\* significatif à 1%

## Evolution temporelle des gradients de rente foncière

L'estimation des coefficients des variables d'interaction sur trois sous-périodes (1982-1988, 1989-1995 et 1995-2001, 1975-1981 étant la référence) d'une part, et la distance au centre et la taille du centre, d'autre part, permettent de mettre en évidence la variation de la différenciation spatiale des prix fonciers au cours du temps. L'effet de la taille du centre ne change pas au cours du temps (tableau 2). Au contraire, le gradient de prix change en fin de période, avec 2,7% par kilomètre sur la période 1995-2001 contre 3,6% au début de la période.

TAB. 3 – Résultats de l'équation de demande de sol

	Modèle 1		Modèle 2	
	2mco	Heck.	2mco	Heck.
ln(prix du terrain)	-0.7251*** (0.0399)	-0.6697*** (0.0399)	-0.7056*** (0.0392)	-0.6559*** (0.0406)
ln(revenu du ménage)	0.3958*** (0.0401)	0.3774*** (0.0446)	0.3889*** (0.0397)	0.3725*** (0.0445)
Agriculteurs	0.0386 (0.1583)	0.0324 (0.2405)	0.0421 (0.1567)	0.0337 (0.2241)
Indépendants	0.0363 (0.0568)	0.0154 (0.0654)	0.0367 (0.0562)	0.0150 (0.0632)
Cadres	0.1642*** (0.0457)	0.1593*** (0.0491)	0.1623*** (0.0452)	0.1581*** (0.0453)
Employés	-0.1250*** (0.0478)	-0.1131** (0.0450)	-0.1238*** (0.0473)	-0.1121** (0.0444)
Ouvriers	-0.1244*** (0.0375)	-0.1056*** (0.0370)	-0.1211*** (0.0371)	-0.1030*** (0.0344)
Retraités	0.0669 (0.0637)	0.0378 (0.0795)	0.0675 (0.0630)	0.0377 (0.0764)
Deux salles de bain	0.2602*** (0.0347)	0.2159*** (0.0375)	0.2553*** (0.0343)	0.2117*** (0.0362)
Inverse du ratio de Mill		-0.1746*** (0.0406)		-0.1786*** (0.0433)
Constante	10.1794*** (0.4533)	9.9002*** (0.4818)	10.0505*** (0.4481)	9.8108*** (0.4949)
# obs.			3369	

Ecart-types entre parenthèses

\* significatif à 10% ; \*\* significatif à 5% ; \*\*\* significatif à 1%

Enfin, il est intéressant de comparer l'effet temporel estimé selon les spécifications. Cet effet du temps diminue dès lors que l'on tient compte de l'aplatissement des courbes de rente foncière : la croissance des prix fonciers est plus rapide en périphérie qu'au centre des agglomérations. Cet effet diminue également lorsque l'on tient compte de la sélection. Ceci peut être interprété comme la conséquence d'un changement des choix de localisation des ménages achetant séparément leur terrain.

## CONCLUSION

Dans le but d'apporter des éléments de réflexion utiles à la compréhension et à la maîtrise de l'évolution des formes urbaines, le présent article documente l'évolution des prix fonciers résidentiels en France, sur une période de vingt-cinq ans. Nous montrons que l'estimation des déterminants des prix fonciers doit prendre en compte l'effet de la localisation, mais également la concavité de la relation entre prix total des terrains et superficie, l'endogénéité de la superficie, et enfin la sélection des ménages pour lesquels on observe le prix des terrains. Nos résultats permettent de mesurer, dans l'évolution temporelle des prix fonciers, l'effet de la modification des choix de localisation des ménages,

mais également celui de la croissance urbaine et de l'aplatissement des courbes de rente foncière.

## BIBLIOGRAPHIE

CASE K.E., MAYER C.J. [1996], "Housing price dynamics within a metropolitan area", *Regional Science and Urban Economics*, 26, p. 387-407.

COLWELL P.F., MUNNEKE H.J. [1997], "The Structure of Urban Land Prices," , *Journal of Urban Economics*, 41, p. 321-336.

COLWELL P.F., MUNNEKE H.J. [2003], "Estimating a Price Surface for Vacant Land in an Urban Area", *Land Economics*, 79, p. 15-28.

DAVIS M.A., PALUMBO M.G. [2007], "The price of residential land in large US cities", *Journal of Urban Economics*, 63, p. 352-384.

FUJITA M. [1989], *Urban Economic Theory*, Cambridge University Press.

GLAESER E.L., GYOURKO J., SAKS R. [2005], 'Why Have Housing Prices Gone Up?', *Technical report*, National Bureau of Economic Research.

GYOURKO J., MAYER, C. SINAI T. [2006], 'Superstar Cities', *Technical report*, National Bureau of Economic Research.

HIMMELBERG C., MAYER C., SINAI T. [2005], "Assessing High House Prices : Bubbles, Fundamentals and Misperceptions", *Journal of Economic Perspectives*, 19, p. 67-92.

HOLLY S., PESARAN M.H., YAMAGATA T. [2006], "A Spatio-Temporal Model of House Prices in the US", *SSRN eLibrary*.

ISAKSON H.R., ECKER M.D. [2001], "An Analysis of the Influence of Location in the Market for Undeveloped Urban Fringe Land", *Land Economics*, 77, p. 30-41.

LEE L. MADDALA G.S., TROST R.P. [1980], "Asymptotic Covariance Matrices of Two-Stage Probit and Two-Stage Tobit Methods for Simultaneous Equations Models with Selectivity", *Econometrica*, 48, p. 491-503.

LE JEANNIC T. [1996], "La délimitation des nouvelles aires urbaines", in D. Pumain et F. Godard (eds.), *Données Urbaines 1996*, Paris, Anthropos.

MCMILLEN D.P. [2003], "The return of centralization to Chicago : using repeat sales to identify changes in house price distance gradients", *Regional Science and Urban Economics*, 33, p. 287-304.

MCMILLEN D.P. ; JARMIN R., THORSNES P. [1992], "Selection bias and land development in the monocentric city model", *Journal of Urban Economics*, 31, p. 273-284.

MCMILLEN D.P., MCDONALD J.F. [1991], "A simultaneous equations model of zoning and land values", *Regional Science and Urban Economics*, 21, p. 55-72.

RAPAPORT C. [1996], "Housing Demand and Community Choice : An Empirical Analysis", *Journal of Urban Economics*, 42, p. 243-260.

## Références

- Colwell, P.F., and H.J. Munneke. 2003. "Estimating a Price Surface for Vacant Land in an Urban Area." *Land Economics* 79 :15–28(14).
- Davis, M.A., and M.G. Palumbo. 2007. "The price of residential land in large US cities." *Journal of Urban Economics* In Press, Corrected Proof :–.
- Fujita, M. 1989. *Urban Economic Theory*. Cambridge University Press.
- Himmelberg, C., C. Mayer, and T. Sinai. 2005. "Assessing High House Prices : Bubbles, Fundamentals and Misperceptions." *Journal of Economic Perspectives* 19 :67–92.
- Isakson, H.R., and M.D. Ecker. 2001. "An Analysis of the Influence of Location in the Market for Undeveloped Urban Fringe Land." *Land Economics* 77 :30–41.
- Lee, L.F., G.S. Maddala, and R.P. Trost. 1980. "Asymptotic Covariance Matrices of Two-Stage Probit and Two-Stage Tobit Methods for Simultaneous Equations Models with Selectivity." *Econometrica* 48 :491–503.
- McMillen, D.P. 2003. "The return of centralization to Chicago : using repeat sales to identify changes in house price distance gradients." *Regional Science and Urban Economics* 33 :287–304.
- McMillen, D.P., R. Jarmin, and P. Thorsnes. 1992. "Selection bias and land development in the monocentric city model." *Journal of Urban Economics* 31 :273–284.
- McMillen, D.P., and J.F. McDonald. 1991. "A simultaneous equations model of zoning and land values." *Regional Science and Urban Economics* 21 :55–72.
- Rapaport, C. 1996. "Housing Demand and Community Choice : An Empirical Analysis." *SSRN eLibrary*, pp. .